



**Avaliação Antropométrica em idosos hospitalizados: estimativa do peso e  
altura**

---

**Anthropometric assessment in hospitalized elderly people: weight and  
height estimation**

**Paula Alexandra Carneiro Geraldês de Meneses Correia**

**Orientado por: Prof.<sup>a</sup> Doutora Sílvia Pinhão**

**Tipo de documento: Trabalho de Investigação**

**Ciclo de estudos: 1.º Ciclo em Ciências da Nutrição**

**Instituição académica: Faculdade de Ciências da Nutrição e Alimentação da**

**Universidade do Porto**

**Porto, 2018**



## Resumo

Na população idosa nem sempre é possível avaliar peso e estatura sendo necessário recorrer a valores estimados. Foi objetivo comparar medidas antropométricas aferidas com medidas estimadas, em doentes idosos hospitalizados e avaliar a variabilidade inter-avaliador. Foram avaliados peso(kg) e estatura(m), calculou-se o IMC(kg/m<sup>2</sup>), mediu-se altura joelho-calcanhar(AJ), comprimento do cúbito(CC), perímetro da cintura(PC), perímetro do braço(PB) e perímetro geminal(PG), por três avaliadores. Incluíram-se 63 doentes, 35 homens, com idade média de 77 anos, IMC médio de 26,8kg/m<sup>2</sup>. Observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre peso medido e peso estimado segundo *Rabito Et*, em ambos os sexos e segundo *Chumlea et al* nos homens. Quanto à altura apenas se verificaram diferenças estatisticamente significativas nas mulheres, entre altura medida e alturas estimadas pela fórmula *Chumlea et al* e pela AJ. Apesar das diferenças, as correlações são moderadas a fortes e com significado estatístico, exceto para a altura estimada nas mulheres segundo *Chumlea et al* e pelo CC. Comparando medições antropométricas AJ, CC, PC, PB, PG recolhidas inter-avaliadores verificaram-se diferenças com significado estatístico na AJ (p=0,012), PB (p<0,001) e CC (p<0,001). Não se observaram diferenças estatisticamente significativas entre o avaliador 1 e 3 na medição da AJ e entre o avaliador 2 e 3 na aferição da AJ, CC e PB. Novos estudos com outras metodologias são necessários para estimar peso e altura, e classificar corretamente o estado nutricional. É fundamental que os avaliadores sejam devidamente treinados para que o erro de medição seja o menor possível.

**Palavras-chave:** altura; avaliação antropométrica; idosos; peso

## Abstract

In the elderly population, it is not always possible to evaluate weight and height and it is necessary to use estimated values. The main aim was to compare anthropometric measurements with estimated values in hospitalized elderly patients and to evaluate inter-rater variability. Body weight(kg) and height(m) were evaluated, BMI was calculated, the knee-heel height (KH) was measured as well as the ulna length (UL), waist circumference (WC), arm perimeter (AP) and geminal perimeter (GP) by three evaluators. A total of 63 patients, 35 men, with an average age of 75 years and with a BMI of 26.8 kg / m<sup>2</sup> were included. Statistically significant differences were observed between measured weight and estimated weight according to *Rabito El*, in both sexes and according to *Chumlea et al*, in only men. In for height, there were only statistically significant differences among women, between the measured height and the estimated heights by the *Chumlea et al* and KH formula. Despite the differences, the correlations are moderate to strong and with statistical significance, except for the estimated height in women according to *Chumlea et al* and UL. Comparing anthropometric measurements KH, UL, WC, AP, GP collected from inter-raters the statistically significant differences are in KH ( $p = 0.012$ ), AP ( $p < 0.001$ ) and WC ( $p < 0.001$ ). There were no statistically significant differences between the evaluator 1 and 3 in the KH measurement and between the evaluator 2 and 3 in the KH, WC and AP measurement. Further studies with other methodologies are necessary to estimate weight and height and to correctly classify nutritional status. It is essential that the evaluators are properly trained so that the measurement error is as small as possible.

**Kew-words:** anthropometric assessment; elderly; height; weight;

### **Lista de abreviaturas, siglas e acrónimos**

AJ – Altura joelho-calcanhar

CC – Comprimento do cúbito

CHSJ, E.P.E. – Centro Hospitalar São João, Entidade Pública Empresarial

DM – Diabetes *Mellitus*

dp – Desvio padrão

DCV – Doença cardiovascular

DRC – Doença Renal Crónica

HTA – Hipertensão Arterial

IMC – Índice de Massa Corporal

p – nível de significância crítico para a rejeição da hipótese nula

PB – Perímetro do braço

PC – Perímetro da cintura

PG – Perímetro germinal

**Índice**

Resumo .....	i
Abstract .....	ii
Lista de abreviaturas, siglas e acrónimos.....	iii
Introdução.....	1
Objetivos.....	2
Amostra e Métodos .....	2
Análise Estatística .....	4
Resultados.....	5
Discussão .....	10
Conclusões.....	14
Agradecimentos.....	16
Referências .....	17
Anexo 1 .....	21

## Introdução

Ao processo de envelhecimento estão associadas alterações fisiológicas, psicológicas, económicas e sociais<sup>(1)</sup> – fatores como a dependência, solidão e doenças crónicas, tornam esta população mais suscetível à desnutrição<sup>(2)</sup>, que pode ser definida como um desequilíbrio nutricional<sup>(3)</sup>, podendo dever-se a uma ingestão inadequada, falta de apetite, alterações na composição corporal e/ou perda de peso<sup>(4)</sup>.

A avaliação nutricional é importante na prevenção e intervenção dos doentes desnutridos<sup>(5, 6)</sup>, destacando-se a avaliação antropométrica, já que é um método universal, barato, não invasivo e reprodutível<sup>(7)</sup>. Assim, torna-se importante rastrear e tratar os doentes desnutridos de forma a melhorar o progresso clínico dos mesmos<sup>(8, 9)</sup> e reduzir os custos associados aos internamentos<sup>(10, 11)</sup>. Dada a elevada prevalência de desnutrição em ambiente hospitalar<sup>(12)</sup> - 50% e 77% dos hospitalizados com mais de 60 anos e mais de 80 anos, respetivamente<sup>(13)</sup> – e, sendo um público especialmente vulnerável, é fundamental garantir uma boa avaliação nutricional de forma a adequar a intervenção do profissional de saúde.

Dando especial destaque à antropometria, a medição do peso corporal e da altura são frequentemente realizados na prática clínica, por serem de grande importância quer para a avaliação quer para a monitorização do estado nutricional dos doentes hospitalizados<sup>(14)</sup>. Usando estes dois parâmetros, é possível calcular o Índice de Massa Corporal (IMC), indicador comumente utilizado<sup>(15, 16)</sup>, sendo indicado como fator independente e preditivo de mortalidade nos idosos<sup>(17)</sup>. As medidas antropométricas, peso e altura, são essenciais para a prescrição nutricional, pois

permitem escolher a intervenção alimentar/suporte nutricional mais adequado<sup>(18)</sup>, bem como para a prescrição farmacológica<sup>(19-21)</sup>.

Na população idosa hospitalizada nem sempre é possível aferir estes indicadores nutricionais, já que muitos dos doentes se encontram acamados ou não conseguem deambular e a falta de equipamentos adaptados a estas situações é, infelizmente, uma grande realidade<sup>(21)</sup>. Assim, é frequentemente necessário recorrer a métodos que estimam indiretamente o peso corporal e altura através de medidas de segmentos corporais<sup>(19-21)</sup>. É, contudo, necessária uma boa padronização e execução, de forma a obter resultados similares e evitar erros decorrentes da medição que inviabilizem a utilização destes métodos indiretos e que permitam estimar valores o mais aproximado possível dos reais<sup>(22)</sup>.

### **Objetivos**

Este trabalho teve como objetivo principal comparar as medidas antropométricas (peso, altura e cálculo do IMC) avaliadas diretamente com as medidas estimadas, através de diferentes fórmulas, em doentes idosos hospitalizados. Foi ainda objetivo avaliar a variabilidade inter-avaliador na realização das medidas segmentares para estimar peso e altura.

### **Amostra e Métodos**

Neste estudo, foi utilizada uma amostra de conveniência constituída por doentes com idade igual ou superior a 65 anos internados no serviço de Medicina Interna: A1/A2 (mulheres) e B3/B4 (homens) do Centro Hospitalar de São João, Entidade Pública Empresarial, Porto (CHSJ, E.P.E.) e os dados foram recolhidos entre o dia 10 de Maio e o dia 22 de junho de 2018. Foram excluídos os doentes com repouso



absoluto no leito, membros amputados, distúrbios psicológicos ou com alguma incapacidade física que impossibilitasse a realização das medidas antropométricas, bem como aqueles que apresentavam edema.

Avaliou-se o peso(kg) e altura(m), sem calçado e com roupa leve, de acordo com a metodologia padronizada, a todos os doentes<sup>(23)</sup>. Para avaliar o peso foi utilizada uma balança *SECA* com capacidade máxima de 200kg, calibrada até 0,1 kg e para a estatura foi utilizado um estadiómetro *SECA*, com 0,1 cm de resolução. Foram, também, realizadas as seguintes medições antropométrica: altura joelho-calcanhar (AJ) (cm), comprimento do cúbito (CC) (cm), perímetro da cintura (PC) (cm), perímetro do braço (PB) (cm) e perímetro geminal (PG) (cm), segundo metodologia padronizada para o efeito<sup>(23)</sup>, por três avaliadores diferentes, no mesmo dia, em momentos diferentes. O avaliador 1 é nutricionista no hospital, e os avaliadores 2 e 3 são estagiários da licenciatura em ciências da nutrição. A altura do joelho-calcanhar e restantes medidas antropométricas foram realizadas, respetivamente, com um segmómetro e com uma fita métrica *SECA* extensível com 0,1 cm de resolução. Todos os avaliadores usaram o mesmo equipamento.

A estimativa do peso (kg) foi calculada de acordo com as fórmulas *Rabito El et al*<sup>(24)</sup> (variável peso estimado (*Rabito El et al*) e *Chumlea et al*<sup>(25)</sup> (variável peso estimado (*Chumlea et al*)). Para estimar a altura (m) utilizaram-se a fórmula *Chumlea et al*<sup>(25)</sup> (variável altura estimada (*Chumlea et al*)) e as regressões apresentadas na ferramenta *Must*<sup>(26)</sup> (Anexo 1). Para estudar a correlação entre valores medidos e valores estimados, utilizaram-se apenas as medições antropométricas realizadas pelo avaliador que pesou e mediu todos os doentes (avaliador 3). Posteriormente, foi calculado o IMC ( $\text{kg/m}^2$ )<sup>(27)</sup>, usando o peso e altura medido (IMC\_M), bem como

a combinação dos vários pesos e alturas estimados (IMCE\_1, IMCE\_2, IMCE\_3, IMCE\_4, IMC\_5 e IMC\_6) – dados decorrentes das avaliações do avaliador 3. Os doentes foram classificados como baixo peso quando apresentavam um IMC  $<23 \text{ kg/m}^2$ , normoponderais quando o IMC estava  $[23;27[ \text{ kg/m}^2$  e quando o IMC  $\geq 27 \text{ kg/m}^2$  com excesso de peso<sup>(28)</sup>.

Foram ainda recolhidos dados do processo clínico eletrónico do doente com recurso ao programa *SClínico®*, como sexo, idade, motivo de internamento e antecedentes pessoais.

Os dados recolhidos foram inseridos numa base *Excel* e transferidos para o programa *SPSS* para posterior análise estatística.

Este estudo teve a aprovação da comissão de ética do CHSJ, E.P.E., Porto.

### **Análise Estatística**

O tratamento estatístico foi realizado no programa *IBM® SPSS® Statistics* (versão 25.0) para *Windows®*. A normalidade das variáveis cardinais foi avaliada pelo teste *Shapiro–Wilk* e *Kolmogorov-Smirnov*, quando a amostra era constituída por menos de 30 e mais de 30 elementos, respetivamente. A estatística descritiva consistiu no cálculo de médias e desvios padrões (dp), de medianas e percentis (P25 e P75) e de frequências. Calcularam-se os coeficientes de correlação de *Pearson* (R) e de *Spearman* ( $\rho$ ) para medir o grau de associação entre pares de variáveis. Para a comparação de amostras emparelhadas, e de acordo com a normalidade, utilizaram-se os testes de *t* e *ANOVA* para comparar médias e os testes de *Friedman* e *Wilcoxon* para comparar ordens médias.

Rejeitou-se a hipótese nula quando o nível de significância ( $p$ ) foi inferior a 0,005.

## Resultados

A amostra do estudo foi constituída por 63 doentes, 35 homens (55,6%) e 28 mulheres (44,4%), com uma média de idades de 77 anos. Os homens tinham em média, 70,8 kg e uma altura de 1,65m. Já as mulheres, em média, pesavam 65,7 kg e mediam 1,54 m de altura, tendo a amostra um IMC médio de 26,8 kg/m<sup>2</sup> (tabela 1).

**Tabela 1** – Idade e caracterização antropométrica da amostra e por sexos

	Mulheres n=28			Homens n=35			Total n=63		
	Média	dp	[min;max]	Média	dp	[min;max]	Média	dp	[min;max]
<b>Idade (anos)</b>	77,2	8,1	[65;95]	77,0	8,0	[65;90]	77,1	8,0	[65;95]
<b>Peso (kg)</b>	65,7	13,3	[41,2;95,8]	70,8	12,4	[44,9;100,9]	68,5	13,0	[41,2;100,9]
<b>Altura (m)</b>	1,54	0,05	[1,46;1,65]	1,65	0,08	[1,48;1,83]	1,60	0,09	[1,46;1,83]
<b>IMC (kg/m<sup>2</sup>)</b>	27,8	5,6	[18,6;39,4]	26,0	4,5	[18,2;38,6]	26,8	5,1	[18,2;39,4]

Legenda: dp:desvio padrão

Cerca de metade da amostra foi hospitalizada por doença respiratória ou por insuficiência cardíaca (tabela 2). Apenas as mulheres foram internadas por patologia renal (agudização da Doença Renal Crónica (DRC) ou lesão renal aguda). Os antecedentes pessoais mais comuns foram hipertensão arterial (HTA) (71,4%), dislipidemia (57,1%), doença cardiovascular (DCV) (52,4%) e Diabetes *Mellitus* (DM) tipo 2 (49,2%). A doença hepática foi apenas verificada nas mulheres e foi a doença com menor prevalência.

**Tabela 2** – Antecedentes pessoais e motivos de internamento da amostra e por sexo

	Mulheres n=28	Homens n=35	Total n=63
<b>Motivos de Internamento</b>	<b>n (%)</b>		
Acidente Vascular Cerebral	4 (14,3)	3 (8,6)	7 (11,1)
Doença Renal	5 (17)	-	5 (7,9)
Doença Respiratória	9 (32,1)	12 (34,3)	21 (33,3)
Enfarte Agudo do Miocárdio,	1 (3,6)	2 (5,7)	3 (4,8)
Insuficiência Cardíaca	5 (17,9)	7 (20,0)	12 (19,0)
Outros*	6 (21,4)	11 (31,4)	17 (27,0)
<b>Antecedentes Pessoais</b>	<b>n (%)</b>		
Diabetes <i>Mellitus</i> tipo 2	15 (53,6)	16 (45,7)	31 (49,2)
Dislipidemia	19 (67,9)	17 (48,6)	36 (57,1)
Doença Cardiovascular	16 (57,1)	17 (48,6)	33 (52,4)
Doenças Gastrointestinais	5 (17,9)	5 (14,3)	10 (15,9)
Doença Hepática	2 (7,1)	-	2 (3,2)
Doenças Pulmonares	10 (35,7)	11 (31,4)	21 (33,3)
Doença Renal	8 (26,8)	13 (37,1)	21 (33,3)
Hipertensão Arterial	22 (78,6)	23 (65,7)	45 (71,4)
Obesidade	9 (32,1)	4 (11,4)	13 (20,6)
Outros**	13 (46,4)	17 (48,6)	30 (47,6)

\* Anemia; bacteremia; cervicalgia; dermohipodermite; diarreia; estenose aórtica; hepatite; lesão ocupante para estudo; poliartrite inflamatória; recidiva da atividade de vasculite ANCA MPO; síndrome cardio-renal; tromboembolismo pulmonar vigilância por perdas hemáticas;

\*\*Anemia; depressão; hemocromatose; epilepsia; hiperuricemia; hipertrofia prostática; hiponatremia; hipotireoidismo; insuficiência venosa periférica; osteoporose; patologia osteoarticular

A tabela 3 mostra as médias de peso medido e estimado e de altura medida e estimada. Na comparação estudada entre o peso medido e pesos estimados observaram-se diferenças com significado estatístico entre o peso medido e o peso estimado (*Rabito El et al*), em ambos os sexos. E entre o peso medido e estimado (*Chumlea et al*) nos homens. Em relação à altura apenas se verificaram diferenças com significado estatístico entre a altura medida e as alturas estimadas pela fórmula *Chumlea et al*<sup>(25)</sup> e obtida pela AJ (tabela 3).

**Tabela 3** – Comparação entre peso e alturas medidas com peso e alturas estimadas da amostra total e por sexos

	Mulheres n=28				Homens n=35				Total n=63			
	média	dp	dif.	P*	média	dp	dif.	P*	média	dp	dif.	P*
<b>Peso medido (kg)</b>	65,7	13,3			70,8	12,4			68,5	13,0		
<b>Peso estimado (<i>Rabito El et al</i>) (kg)</b>	67,9	13,4	- 2,2	0,032	74,1	11,3	- 3,3	0,001	71,3	12,5	- 2,8	<0,001
<b>Peso estimado (<i>Chumlea et al</i>) (kg)</b>	63,5	12,1	2,2	0,157	66,4	10,2	4,4	0,029	65,1	11,1	3,4	0,007
<b>Altura medida (m)</b>	1,54	0,05			1,65	0,08			1,60	0,09		
<b>Altura estimada (<i>Chumlea et al</i>) (m)</b>	1,51	0,04	0,02	0,010	1,63	0,06	0,02	0,082	1,58	0,08	0,02	0,003
<b>Altura estimada (CC) (m)</b>	1,55	0,04	-0,001	0,304	1,64	0,06	0,01	0,629	1,60	0,07	-0,002	0,842
<b>Altura estimada (AJ) (m)</b>	1,51	0,04	0,03	0,002	1,64	0,06	0,01	0,386	1,58	0,08	0,02	0,011

Legenda: dp: desvio padrão; dif: diferença das médias \* T- teste amostras emparelhadas

Na tabela 4, encontra-se a correlação entre as várias variáveis peso e altura estimados e as variáveis peso e altura medidos. Para as mulheres, verificaram-se correlações fortes com significado estatístico para as duas fórmulas que permitem estimar o peso. Também, nas mulheres, relacionando altura medida e as alturas estimadas, verifica-se que apenas a variável altura estimada (CC) não apresenta significado estatístico ( $p=0,143$ ) e que destas a variável altura estimada (AJ) apresenta uma correlação moderada ( $r=0,516$ ). Nos homens, as correlações entre as variáveis de peso estimado e a variável de peso medido apresentam significado estatístico ( $p<0,001$ ), sendo que a correlação é forte entre o peso medido e o peso estimado pela fórmula *Rabito El et al*<sup>(24)</sup>. No caso das alturas estimadas e altura medida, as correlações tiveram significado estatístico, verificando-se correlações positivas e moderadas.

**Tabela 4** – Relação entre peso medido e pesos estimados e entre altura medida e alturas estimados

	Mulheres n=28		Homens n=35		Total n=63	
	Peso medido (kg)		Peso medido (kg)		Peso medido (kg)	
	Correlação	P*	Correlação	P*	Correlação	P*
<b>Peso estimado</b> ( <i>Rabito El et al</i> ) (kg)	0,925	<0,001	0,904	<0,001	0,917	<0,001
<b>Peso estimado</b> ( <i>Chumlea et al</i> ) (kg)	0,808	<0,001	0,541	<0,001	0,682	<0,001
	Estatura medida (m)		Estatura medida (m)		Estatura medida (m)	
<b>Altura estimada</b> ( <i>Chumlea et al</i> ) (m)	0,483	0,009	0,670	<0,001	0,805**	<0,001
<b>Altura estimada</b> (CC) (m)	0,284	0,143	0,501	0,002	0,736**	<0,001
<b>Altura estimada</b> (AJ) (m)	0,516	0,005	0,676	<0,001	0,827**	<0,001

Legenda: \* Correlação de Pearson \*\* Correlação de Spearman

Através do IMC calculado, com o peso medido e altura medida (IMC\_M), e de acordo com a classificação de IMC utilizada, 17,1% dos homens apresentavam baixo peso, 45,1% eram normoponderais e 37,1% tinham excesso de peso (tabela 5), tendo-se verificado diferenças com significado estatístico entre as classificações IMC\_M e IMC\_E1 ( $p=0,021$ ) e entre IMC\_M e IMC\_E2 ( $p=0,012$ ).

**Tabela 5** – Classificação do IMC dos homens, pelo IMC medido e pelo IMC estimado

	Homens (n=35)						
	IMC_M	IMC_E1*	IMC_E2**	IMC_E3	IMC_E4	IMC_E5	IMC_E6
	n (%)						
<b>Baixo peso</b> (<22kg/m <sup>2</sup> )	6 (17,1)	2 (5,7)	2 (5,7)	2 (5,7)	7 (20,0)	5 (14,3)	7 (20,0)
<b>Normoponderal</b> ([22;27]kg/m <sup>2</sup> )	16 (45,1)	16 (45,7)	14 (40,0)	17 (48,6)	20 (57,1)	23 (65,7)	20 (57,1)
<b>Excesso peso</b> (>27kg/m <sup>2</sup> )	13 (37,1)	17 (48,6)	19 (54,3)	16 (45,7)	8 (22,9)	7 (20,0)	8 (22,9)

Legenda: IMC\_M: Peso medido/ altura medida<sup>2</sup>; IMC\_E1: peso estimado fórmula *Rabito El et al* / altura estimada *Chumlea et al*<sup>2</sup>; IMC\_E2: peso estimado fórmula *Rabito El et al* / altura estimada CC<sup>2</sup>; IMC\_E3: peso estimado fórmula *Rabito El et al* / altura estimada AJ<sup>2</sup>; IMC\_E4: peso estimado fórmula *Chumlea et al* / altura estimada *Chumlea et al*<sup>2</sup>; IMC\_E5: peso estimado fórmula *Chumlea et al* / altura altura estimada CC<sup>2</sup>; IMC\_E6: peso estimado fórmula *Chumlea et al* / altura altura estimada AJ<sup>2</sup> \* $p=0,021$  (teste de wilcoxon); \*\* $p=0,012$  (teste de wilcoxon)

Nas mulheres, 14,3% foi classificadas com baixo peso, 39,3% como normoponderais e 46,4% como tendo excesso de peso (tabela 6), registaram-se diferenças com significado estatístico nas classificações entre IMC\_M e IMC\_E3 ( $p=0,011$ ).

**Tabela 6** – Classificação do IMC dos homens, pelo IMC medido e pelo IMC estimado

	Mulheres (n=28)						
	IMC_M	IMC_E1	IMC_E2	IMC_E3*	IMC_E4	IMC_E5	IMC_E6
	n (%)						
<b>Baixo peso</b> (<22kg/m <sup>2</sup> )	4 (14,3)	1 (3,6)	4 (14,3)	2 (7,1)	2 (7,1)	5 (17,9)	2 (7,1)
<b>Normoponderal</b> ([22;27]kg/m <sup>2</sup> )	11 (39,3)	8 (28,6)	9 (32,1)	7 (25,0)	12 (42,9)	13 (46,4)	10 (35,7)
<b>Excesso peso</b> (>27kg/m <sup>2</sup> )	13 (46,4)	19 (67,9)	15 (53,6)	19 (67,9)	14 (50,0)	10 (35,7)	16 (57,1)

Legenda: IMC\_M: Peso medido/ altura medida<sup>2</sup>; IMC\_E1: peso estimado fórmula *Rabito El et al* / altura estimada *Chumlea et al*<sup>2</sup>; IMC\_E2: peso estimado fórmula *Rabito El et al* / altura estimada CC<sup>2</sup>; IMC\_E3: peso estimado fórmula *Rabito El et al* / altura estimada AJ<sup>2</sup>; IMC\_E4: peso estimado fórmula *Chumlea et al* / altura estimada *Chumlea et al*<sup>2</sup>; IMC\_E5: peso estimado fórmula *Chumlea et al* / altura altura estimada CC<sup>2</sup>; IMC\_E6: peso estimado fórmula *Chumlea et al* / altura altura estimada AJ<sup>2</sup> \*p<0,001 (teste de wilcoxon)

Comparando as medições antropométricas AJ, CC, PC, PB, PG recolhidas pelos três avaliadores verificaram-se diferenças com significado estatístico na AJ(p=0,012), PB(p<0,001) e CC(p<0,001) (tabela 7). Nestes segmentos corporais não se observaram diferenças com significado estatístico entre o avaliador 1 e 3 na medição da AJ e entre o avaliador 2 e 3 na aferição da AJ, CC e PB.

**Tabela 7** – Comparação das medições antropométricas dos três avaliadores

	Avaliador 1 (n =38)		Avaliador 2 (n =38)		Avaliador 3 (n = 38)		P***
	Média	Dp	Média	dp	Média	dp	
<b>AJ (cm)</b>	48,5*	5,0	48,1*	5,4	48,4*	5,4	0,012**
<b>PC (cm)</b>	101,8	15,1	98,1	16,1	103,5	103,5	0,085
<b>PB (cm)</b>	26,5	3,9	28,2	2,9	28,8	28,8	<0,001
<b>PG (cm)</b>	33,4	3,4	34,3	4,3	33,7	33,7	0,088
<b>CC (cm)</b>	25,0	2,0	23,6	1,7	23,7	23,7	<0,001

Legenda: \*mediana \*\* Teste de Friedman \*\*\* Teste ANOVA repeated

Quando comparadas as correlações entre peso e altura medidos com os pesos e alturas estimadas obtidos pelos três avaliadores, verifica-se que, o avaliador 2 e 3 apresentam correlações mais fortes (tabela 8).

**Tabela 8** – Correlações entre peso medido e peso estimado e entre altura medida e estimada dos três avaliadores

	Avaliador 1 n=38		Avaliador 2 n=38		Avaliador 3 n=38	
	Peso medido (kg)		Peso medido (kg)		Peso medido (kg)	
	Correlação	P*	Correlação	P*	Correlação	P*
<b>Peso estimado</b> ( <i>Rabito El et al</i> ) (kg)	0,805	<0,001	0,925	<0,001	0,900	<0,001
<b>Peso estimado</b> ( <i>Chumlea et al</i> ) (kg)	0,643	<0,001	0,711	<0,001	0,620	<0,001
	Estatura medida (m)		Estatura medida (m)		Estatura medida (m)	
<b>Altura estimada</b> ( <i>Chumlea et al</i> ) (m)	0,825	<0,001	0,853	<0,001	0,814	<0,001
<b>Altura estimada</b> (CC) (m)	0,733	<0,001	0,687	<0,001	0,721**	<0,001
<b>Altura estimada</b> (AJ) (m)	0,799**	<0,001	0,855	<0,001	0,824	<0,001

Legenda: \*Correlação de Pearson \*\*Correlação de Spearman

## Discussão

Vários métodos podem ser utilizados na avaliação do estado nutricional de doentes hospitalizados, sendo a avaliação antropométrica, nomeadamente o peso e altura amplamente utilizados na prática clínica<sup>(14)</sup>. No entanto, devido à incapacidade que muitos dos doentes idosos hospitalizados têm em se movimentar e à falta de equipamentos adaptáveis a essa população, torna-se muitas vezes impossível obter o peso e altura, havendo a necessidade de recorrer a valores estimados<sup>(19-21)</sup>. Nesse sentido, este trabalho surgiu da necessidade de conhecer a aplicabilidade de fórmulas que permitam estimar o mais corretamente possível as medições antropométricas na avaliação do doente idoso internado, tendo sido usados dados de doentes idosos internados no serviço de medicina interna do CHSJ, E.P.E.

A média de idades encontrada, foi de 77 anos, correspondente à média encontrada no projeto *Qualife*<sup>+(29)</sup>, realizado no mesmo hospital de 2015 a 2017. Estudos anteriores, apresentam, no mesmo serviço hospitalar médias de idade superiores<sup>(30, 31)</sup> o que pode ser justificado pelos critérios de exclusão por nós aplicados, que exigem indivíduos mais autónomos, levando, assim a uma amostra final com idosos mais novos. Relativamente à distribuição por sexos, e,



contrariamente ao apresentado no estudo *Amaro JS et al*<sup>(32)</sup>, na nossa amostra há uma predominância do sexo masculino, o que pode ser justificado pelo facto de em Portugal o número de anos de vida saudáveis aos 65 anos ser superior nos homens em relação às mulheres<sup>(33)</sup> e por isso corresponderem mais aos critérios de inclusão deste estudo. Os nossos doentes apresentam um IMC médio dentro da normoponderabilidade, resultados idênticos aos encontrados por *Cebola M*<sup>(34)</sup>. Sendo a nossa amostra envelhecida, a presença de HTA, DCV e DM é elevada, tal como no estudo de *Pinhão S*<sup>(35)</sup>, *Tavares A*<sup>(31)</sup> e *Ramião I*<sup>(30)</sup> as co-morbilidades mais prevalentes são a HTA, DCV, Dislipidemia e DM.

Quando tentamos comparar as medições efetuadas com as estimadas, no que diz respeito à altura, verificamos que a altura estimada pelo CC mostrou maiores diferenças nos homens do que nas mulheres, apesar de, em ambos, as diferenças não tinham significado estatístico, estando estes resultados de acordo com os de *Silva FM*<sup>(36)</sup>. Por outro lado, o mesmo autor, mostrou uma melhor relação entre altura estimada por métodos que utilizem o CC, do que por aqueles que utilizaram a AJ<sup>(36)</sup>. Contrariamente, nos nossos doentes, e de acordo com um estudo de *L'her E*<sup>(37)</sup>, a altura estimada pela AJ apresenta uma correlação mais forte com a altura medida do que pelo CC. Aquela diferença pode ser explicada pelo facto de, e segundo as recomendações para a medição da AJ, ter sido por nós usado o segmómetro, mas no estudo de *Silva FM*<sup>(36)</sup> não. Também, e sustentando os resultados encontrados, o mesmo autor, verificou que não existiam diferenças com significado estatístico entre a altura medida e a altura estimada pelo CC <sup>(36)</sup>. Consideramos que, apesar da altura medida e estimada pela AJ apresentar correlações mais fortes, as diferenças estatisticamente significativas podem ser

explicadas por erros de medição uma vez que é exigido um posicionamento da perna a 90°, difícil de obter nos doentes como os por nós medidos<sup>(9, 18-20, 37)</sup>. *Souza et al*<sup>(38)</sup> verificou que, aplicando a fórmula de *Chumlea et al*<sup>(25)</sup>, a altura era significativamente subestimada relativamente à altura medida<sup>(38)</sup>, tal como no nosso estudo. Pelo contrário, num estudo com idosos suecos foi possível verificar que a fórmula sobrestimou a altura em ambos os sexos<sup>(39)</sup>. Estas diferenças podem estar relacionadas com o facto das amostras dos estudos serem diferentes da população para o qual a equação foi validada (população americana)<sup>(38, 40)</sup>, e eventualmente poderem estar relacionadas com o pequeno tamanho amostral<sup>(39)</sup>. Nos homens não existiram diferenças com significado para a altura segundo a fórmula de *Chumlea et al*<sup>(25)</sup>, além de que encontramos uma correlação mais forte do que nas mulheres, tendo sido estes resultados similares aos descritos por *Fogal et al*<sup>(41)</sup>.

Relativamente aos dados referentes ao peso, no nosso estudo verificamos que as duas fórmulas usadas para o peso estimado, diferem do peso medido em sentidos opostos, tal como descrito por outros autores, que verificaram uma subestimação com a fórmula de *Chumlea*<sup>(42)</sup> e sobrestimação com fórmula de *Rabito*<sup>(43)</sup>. Outros autores que utilizaram a fórmula *Rabito Et al*<sup>(24)</sup> para estimar o peso observaram que, para ambos os sexos, houve uma sobrestimação significativa do peso<sup>(44)</sup>. De facto, com o aumento da idade há uma redistribuição da gordura, havendo uma acumulação maior na zona abdominal<sup>(45)</sup>, o que pode ser uma justificação para maiores valores de peso quando utilizada a fórmula de *Rabito et al*<sup>(24)</sup>, já que esta utiliza o PC. Por outro lado, era esperada maior correlação apresentada pela fórmula *Rabito et al*<sup>(24)</sup> uma vez que a mesma foi validada em indivíduos hospitalizados, estando assim mais adaptada às características da nossa amostra<sup>(24)</sup>.

Neste trabalho, encontramos diferenças significativas entre os IMC real e estimados. Nos homens, essas diferenças existem no IMC\_E1 e IMC\_E2, que resultam de alturas estimadas com maior diferença entre médias e menor correlação, respetivamente. Portanto, este resultado seria de certa forma esperado, pois maiores diferenças resultariam em maiores erros de cálculo, tal como o demonstrado num estudo que não registou diferenças entre IMC\_medido e IMC\_estimado quando utilizaram as fórmulas com menor erro para estimar a altura<sup>(44)</sup>. Também está descrito que o cálculo do IMC com fórmulas desenvolvidas por um único autor leva a um IMC mais aproximado do real<sup>(41, 44)</sup>. Na realidade, no nosso estudo, podemos constatar que não existem diferenças significativas entre IMC medido e estimado quando usadas as fórmulas de *Chumlea et al*<sup>(46)</sup> para peso e altura. Apesar de alguns estudos indicarem que há um aumento da prevalência de baixo peso, em ambos os sexos, quando utilizado o IMC estimado<sup>(41, 47)</sup>, isso nem sempre foi observado na nossa amostra, podendo ser justificado pela escolha de fórmulas estimativas diferentes.

Uma vez que as medições devem ser realizadas de acordo com metodologia padronizada para o efeito, mas sendo muito difícil seguir a metodologia de acordo com as recomendações, considerou-se interessante estudar a variabilidade de medições entre três avaliadores diferentes, um com mais anos de experiência e dois com menos experiência, ainda em processo formativo. Foram efetivamente encontradas diferenças entre avaliadores e as correlações mais fortes verificaram-se para os avaliadores menos experientes. No caso da AJ pode dever-se ao facto de ser uma medição mais difícil de obter<sup>(47)</sup>, tendo sido já referido por *Chumlea et al*<sup>(48)</sup>. As outras diferenças encontradas podem estar relacionadas com a

experiência, uma vez que o avaliador 1 era o mais experiente podendo ter alguns vícios de aplicabilidade diária em ambiente clínico. Enquanto os avaliadores 2 e 3, ainda alunos de uma licenciatura, têm mais presente a metodologia padronizada, tendo sido avaliados mais recentemente sobre as práticas de aplicação de procedimentos, podendo seguir com maior rigor as recomendações<sup>(49)</sup>. Neste trabalho, teria sido interessante avaliar o Erro Técnico de Medição, pois teria tido utilidade para estudar a confiabilidade das medições e compreender se os erros são de hábito de vida profissional ou de metodologia na aplicação da técnica antropométrica<sup>(49)</sup>.

O tamanho reduzido da amostra pode ter influenciado os resultados aqui apresentados, assim como o facto de cada doente só ter sido avaliado uma vez por cada avaliador. Esta limitação deveu-se ao facto dos participantes do estudo que não se mostraram dispostos a ser avaliados mais do que uma vez por cada avaliador. Por outro lado, é de salientar que os métodos de estimativa utilizados deram alguma força aos resultados, já que são adequados à faixa etária da amostra.

### **Conclusões**

Este estudo permitiu compreender a importância da aplicabilidade de fórmulas para estimar a altura e peso em idosos hospitalizados, ao mostrar que apesar de algumas diferenças, existem correlações muito fortes na maioria dos valores estimados e medidos. Conseguimos demonstrar que nesta amostra de doentes idosos internados num serviço de medicina interna num hospital central, a melhor fórmula de estimar o peso, parece ser a de *Rabito et al* e o comprimento do cúbito para estimar a altura, sendo estes os dados que devem ser utilizados para estimar, com menor erro, o IMC.

Apesar de tudo, seria importante aumentar a amostra e realizar mais estudos cuja finalidade fosse validar equações já existentes e/ou eventualmente desenvolver fórmulas específicas para esta população, mas que ao mesmo tempo fossem efetivas, de baixo custo e fáceis de aplicar.

### **Agradecimentos**

Aos meus pais por todo o apoio e esforços realizados para que pudesse terminar mais uma etapa na minha vida.

À minha irmã por todas as palavras e incentivo dado ao longo desta caminhada.

À minha família e amigos que ao longo destes quatros anos estiveram sempre ao meu lado.

Às minhas colegas de estágio pelo apoio incondicional e por todos os momentos partilhados ao longo destes meses.

E um agradecimento especial à minha orientadora, Prof<sup>a</sup> Doutora Sílvia Pinhão, pela confiança depositada e pelos conhecimentos transmitidos ao longo do estágio.

Uma excelente profissional e pessoa, que levo como exemplo para o meu futuro como nutricionista. Obrigada, por toda a disponibilidade, empenho, carinho e ajuda depositados durante estes meses.

## Referências

1. Brownie S. Why are elderly individuals at risk of nutritional deficiency? *International journal of nursing practice*. 2006; 12(2):110-8.
2. Mastronuzzi T, Paci C, Portincasa P, Montanaro N, Grattagliano I. Assessing the nutritional status of older individuals in family practice: Evaluation and implications for management. *Clinical nutrition (Edinburgh, Scotland)*. 2015; 34(6):1184-8.
3. Dorland, Dorland. *Dorland's Illustrated Medical Dictionary*. 32nd ed. New York: Isevier Health Sciences Division; 2011.
4. Elia M, Ritz P, Stubbs RJ. Total energy expenditure in the elderly. *European journal of clinical nutrition*. 2000; 54 Suppl 3:S92-103.
5. Dent E, Visvanathan R, Piantadosi C, Chapman I. Nutritional screening tools as predictors of mortality, functional decline, and move to higher level care in older people: a systematic review. *Journal of nutrition in gerontology and geriatrics*. 2012; 31(2):97-145.
6. Poulia KA, Yannakoulia M, Karageorgou D, Gamaletsou M, Panagiotakos DB, Sipsas NV, et al. Evaluation of the efficacy of six nutritional screening tools to predict malnutrition in the elderly. *Clinical nutrition (Edinburgh, Scotland)*. 2012; 31(3):378-85.
7. Corish CA, Kennedy NP. Anthropometric measurements from a cross-sectional survey of Irish free-living elderly subjects with smoothed centile curves. *The British journal of nutrition*. 2003; 89(1):137-45.
8. Cereda E, Bertoli S, Vanotti A, Battezzati A. Estimated height from knee-height in Caucasian elderly: implications on nutritional status by mini nutritional assessment. *The journal of nutrition, health & aging*. 2010; 14(1):16-22.
9. Kondrup J, Allison SP, Elia M, Vellas B, Plauth M. ESPEN guidelines for nutrition screening 2002. *Clinical nutrition (Edinburgh, Scotland)*. 2003; 22(4):415-21.
10. Freijer K, Bours MJ, Nuijten MJ, Poley MJ, Meijers JM, Halfens RJ, et al. The economic value of enteral medical nutrition in the management of disease-related malnutrition: a systematic review. *Journal of the American Medical Directors Association*. 2014; 15(1):17-29.
11. Kruijenga HM, Van Tulder MW, Seidell JC, Thijs A, Ader HJ, Van Bokhorst-de van der Schueren MA. Effectiveness and cost-effectiveness of early screening and treatment of malnourished patients. *The American journal of clinical nutrition*. 2005; 82(5):1082-9.
12. White JV, Guenter P, Jensen G, Malone A, Schofield M. Consensus statement: Academy of Nutrition and Dietetics and American Society for Parenteral and Enteral Nutrition: characteristics recommended for the identification and documentation of adult malnutrition (undernutrition). *JPEN Journal of parenteral and enteral nutrition*. 2012; 36(3):275-83.
13. Garel P. Putting medical nutrition onto the international agenda: Actions by the European Nutrition for Health Alliance. *Clinical Nutrition Supplements*. 2007; 2(1):39-43.
14. de Castro V, de Moraes SA, de Freitas IC. [Agreement of anthropometric measures in a population-based epidemiological study: Ribeirao Preto, SP, 2006.

OBEDIARP project]. *Revista brasileira de epidemiologia = Brazilian journal of epidemiology*. 2010; 13(1):58-68.

15. S. L-E, R. KC. Assessment of nutritional status in clinical settings. *Journal of Human Nutrition and Dietetics*. 2014; 27(2):105-06.

16. Slee A, Birch D, Stokoe D. A comparison of the malnutrition screening tools, MUST, MNA and bioelectrical impedance assessment in frail older hospital patients. *Clinical nutrition (Edinburgh, Scotland)*. 2015; 34(2):296-301.

17. Sergi G, Perissinotto E, Pisent C, Buja A, Maggi S, Coin A, et al. An adequate threshold for body mass index to detect underweight condition in elderly persons: the Italian Longitudinal Study on Aging (ILSA). *The journals of gerontology Series A, Biological sciences and medical sciences*. 2005; 60(7):866-71.

18. Rezende FAC, Rosado LEFPL, Franceschini SdCC, Rosado GP, Ribeiro RdCL. Avaliação da aplicabilidade de fórmulas preditivas de peso e estatura em homens adultos. *Revista de Nutrição*. 2009; 22:443-51.

19. Bloomfield R, Steel E, MacLennan G, Noble DW. Accuracy of weight and height estimation in an intensive care unit: Implications for clinical practice and research. *Critical care medicine*. 2006; 34(8):2153-7.

20. Breuer L, Nowe T, Huttner HB, Blinzler C, Kollmar R, Schellinger PD, et al. Weight approximation in stroke before thrombolysis: the WAIST-Study: a prospective observational "dose-finding" study. *Stroke*. 2010; 41(12):2867-71.

21. Maskin LP, Attie S, Setten M, Rodriguez PO, Bonelli I, Stryjewski ME, et al. Accuracy of weight and height estimation in an intensive care unit. *Anaesthesia and intensive care*. 2010; 38(5):930-4.

22. Monteiro AB, Filho J. Análise da composição corporal: uma revisão de métodos 2018.

23. Stewart A, Marfell-Jones M, Olds T, De Ridder J. *International Standards for Anthropometric Assessment*. 2011.

24. Rabito EI, Mialich MS, Martinez EZ, Garcia RW, Jordao AA, Jr., Marchini JS. Validation of predictive equations for weight and height using a metric tape. *Nutricion hospitalaria*. 2008; 23(6):614-8.

25. Chumlea WC, Roche AF, D M. *Nutritional assessment of the ederly through anthropometry*. Columbus (OH): Ross Laboratories; 1987.

26. Todorovic V, Parenteral BAf, Nutrition E, Parenteral BAf, Group ENMA, Parenteral BAf, et al. The 'MUST' Explanatory Booklet: A Guide to the 'Malnutrition Universal Screening Tool' ('MUST') for Adults. *British Association for Parenteral and Enteral Nutrition, BAPEN*; 2003.

27. Cervi A, Franceschini SdCC, Priore SE. Análise crítica do uso do índice de massa corporal para idosos. *Revista de Nutrição*. 2005; 18:765-75.

28. Lipschitz DA. Screening for nutritional status in the elderly. *Primary care*. 1994; 21(1):55-67.

29. Relatório de monitorização do projecto QuaLife+. Centro Hospitalar São João, Porto; 2016.

30. Ramião I. *Desnutrição de uma Amostra de Idosos Internados num Hospital Central*. Porto: Universidade do Porto 2016.

31. Tavares A. *Risco nutricional e tempo de internamento num grupo de idosos: relação com os reinternamentos e terapêutica nutricional*. Porto: Universidade do Porto 2017.



32. Amaro JdS, Correia AC, Pereira C. Avaliação do Risco de Desnutrição num Serviço de Medicina do Hospital Distrital de Santarém (Medicina IV). Acta Portuguesa de Nutrição. 2016:06-09.
33. Anos de vida saudável aos 65 anos: por sexo. PORDATA; 2018. Disponível em: <https://www.pordata.pt/Europa/Anos+de+vida+saud%C3%A1vel+aos+65+anos+por+sexo-1590>.
34. Cebola M. Malnutrição em idosos na admissão hospitalar: Atuação perante a sua elevada prevalência. Nova de Lisboa; 2014.
35. Pinhão S. Avaliação dos Hábitos Nutricionais da População Portuguesa. Porto: Universidade do Porto; 2014.
36. Silva FM, Figueira L. Estimated height from knee height or ulna length and self-reported height are no substitute for actual height in inpatients. Nutrition (Burbank, Los Angeles County, Calif). 2017; 33:52-56.
37. L'her E, Martin-Babau J, Lellouche F. Accuracy of height estimation and tidal volume setting using anthropometric formulas in an ICU Caucasian population [journal article]. Annals of Intensive Care. 2016; 6(1):55.
38. Souza R, Fraga JSd, Gottschall CBA, Busnello FM, Rabito EI. Avaliação antropométrica em idosos: estimativas de peso e altura e concordância entre classificações de IMC. Revista Brasileira de Geriatria e Gerontologia. 2013; 16:81-90.
39. Frid H, Adolfsson ET, Rosenblad A, Nydahl M. Agreement between different methods of measuring height in elderly patients. Journal of human nutrition and dietetics : the official journal of the British Dietetic Association. 2013; 26(5):504-11.
40. Ferreira-Melo AP, Kuerten-de-Salles R, Vieira FG, Ferreira MG. Comparative analysis of height estimation methods in hospitalized adults and elders. Nutricion hospitalaria. 2017; 34(1):116-21.
41. Fogal AS, Franceschini Sdo C, Priore SE, Cotta RM, Ribeiro AQ. Stature estimation using the knee height measurement amongst Brazilian elderly. Nutricion hospitalaria. 2014; 31(2):829-34.
42. Santos EA, Camargo RM, Paulo AZ. Análise comparativa de fórmulas de estimativa de peso e altura para pacientes hospitalizados. Braspen. 2012; 26(4):218-25.
43. Lima MFSd, Cabral NLdA, Oliveira LPd, Liberalino LCP, Spyrides MHC, Lima KCd, et al. Estimativa de peso em idosos institucionalizados: qual equação utilizar? Revista Brasileira de Epidemiologia. 2016; 19:135-48.
44. Melo APF, Salles RKd, Vieira FGK, Ferreira MG. Métodos de estimativa de peso corporal e altura em adultos hospitalizados: uma análise comparativa. Revista Brasileira de Cineantropometria & Desempenho Humano. 2014; 16:475-84.
45. Seidell JC, Visscher TL. Body weight and weight change and their health implications for the elderly. European journal of clinical nutrition. 2000; 54 Suppl 3:S33-9.
46. Chumlea WC, Guo S, Roche AF, Steinbaugh ML. Prediction of body weight for the nonambulatory elderly from anthropometry. Journal of the American Dietetic Association. 1988; 88(5):564-8.

47. Hickson M, Frost G. A comparison of three methods for estimating height in the acutely ill elderly population. *Journal of human nutrition and dietetics : the official journal of the British Dietetic Association*. 2003; 16(1):13-20.
48. Chumlea WC, Roche AF, Steinbaugh ML. Estimating stature from knee height for persons 60 to 90 years of age. *Journal of the American Geriatrics Society*. 1985; 33(2):116-20.
49. Araujo S, Rodrigues R. Índice de confiabilidade de medidas antropométricas intra e inter-avaliadores de estagiários de Educação Física. *EFDeportes*. Buenos Aires; 2012.

## Anexo 1

**Tabela 1 – Fórmulas para estimar o peso corporal**

Autor	Fórmula
<b>Rabito El et al</b>	Peso: $(0,5759 \times PB) + (0,5263 \times PC) + (1,2452 \times PG) - (4,8689 \times \text{Sexo}^*) - 32,924$
<b>Chumlea et al</b>	Idosos (mulheres): $AJ \times 1,09 + PB \times 2,68 - 65,51$ Idosos (homens): $AJ \times 1,10 + PB \times 3,07 - 75,81$

**Tabela 2 – Fórmulas para estimar a altura**

Autor	Fórmula													
<b>Chumlea et al</b>	Homens (65 -104 anos): 64,19+ AJ×2,02 - Idadex0,04													
	Mulheres (65 -104 anos): 84,88+AJ×1,83 - Idadex0,24													
<b>Fórmulas de estimar a altura através do comprimento do cúbito</b>														
Mulheres >65 anos (m)	1,40	1,42	1,44	1,45	1,47	1,48	1,50	1,52	1,53	1,55	1,56	1,58	1,60	1,61
Cumprimento do cúbito (cm)	18,5	19,0	19,5	20,0	20,5	21,0	21,5	22,0	22,5	23,0	23,5	24,0	24,5	25,0
<b>Homens &gt;65 anos (m)</b>	1,45	1,46	1,48	1,49	1,51	1,52	1,54	1,56	1,57	1,59	1,60	1,62	1,63	1,65
<b>Mulheres &gt;65 anos (m)</b>	1,63	1,65	1,66	1,68	1,70	1,71	1,73	1,75	1,76	1,78	1,79	1,81	1,83	1,84
Cumprimento do cúbito (cm)	25,5	26,0	26,5	27,0	27,5	28,0	28,5	29,0	29,5	30,0	30,5	31,0	31,5	32,0
<b>Homens &gt;65 anos (m)</b>	1,67	1,68	1,70	1,71	1,73	1,75	1,76	1,78	1,79	1,81	1,82	1,84	1,86	1,87
<b>Fórmulas de estimar a altura através da altura joelho-calcanhar</b>														
<b>Mulheres 60 - 90 anos (m)</b>	1,44	1,45	1,46	1,47	1,48	1,49	1,50	1,51	1,52	1,53	1,54	1,55	1,56	1,57
Altura do joelho-calcanhar (cm)	43.0	43.5	44.0	44.5	45.0	45.5	46.0	46.5	47.0	47.5	48.0	48.5	49.0	49.5
<b>Homens 60 – 90 anos (m)</b>	1,48	1,49	1,51	1,52	1,53	1,54	1,55	1,56	1,57	1,58	1,59	1,60	1,61	1,62
<b>Mulheres 60 - 90 anos (m)</b>	1,58	1,59	1,60	1,61	1,62	1,625	1,63	1,64	1,65	1,66	1,67	1,68	1,69	1,70
Altura do joelho-calcanhar (cm)	50.0	50.5	51.0	51.5	52.0	52.5	53.0	53.5	54.0	54.5	55.0	55.5	56.0	56.5
<b>Homens 60 – 90 anos (m)</b>	1,63	1,64	1,65	1,66	1,67	1,68	1,69	1,70	1,71	1,72	1,73	1,74	1,76	1,77
<b>Mulheres 60 – 90 anos (m)</b>	1.71	1.72	1.73	1.74	1.75	1.76	1.77	1.78	1.79	1.80	1.81	1.82	1.83	1.835
Altura do joelho-calcanhar (cm)	57.0	57.5	58.0	58.5	59.0	59.5	60.0	60.5	61.0	61.5	62.0	62.5	63.0	63.5
<b>Homens 60 – 90 anos (m)</b>	1.78	1.79	1.80	1.81	1.82	1.83	1.84	1.85	1.86	1.87	1.88	1.89	1.90	1.91